

互联网发展、就业质量提升与共同富裕

——效应识别与经验证据

石薇¹, 王诗勇², 王洪卫²

(1. 上海社会科学院应用经济研究所, 上海 200020;
2. 上海财经大学公共经济与管理学院, 上海 200433)

摘要: 实现共同富裕是推进“以人民为中心”的新型城镇化发展的长期目标。互联网发展作为信息技术时代驱动经济高质量发展、促进社会进步和改变居民家庭日常生活的重要载体, 会如何影响居民家庭实现共同富裕? 文章匹配中国家庭金融(CHFS)数据与城市宏观数据就此进行了实证研究。结果显示: 互联网的发展有助于推动居民家庭实现共同富裕, 就业质量提升是其作用机制; 异质性分析发现, 对农村户籍、低学历或非正规就业群体, 该作用更加明显; 从结构分析来看, 互联网发展对物质富裕和社会共享具有正向作用, 而对精神富裕没有显著影响, 其原因在于工作阶层认同未能提升。政策启示在于, 可通过改善互联网相关职业群体在社会保障、权益保护等方面的问题, 增强其精神幸福感, 更好地发挥互联网对共同富裕的正向作用。

关键词: 互联网发展; 就业质量; 共同富裕

中图分类号: F061.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2023)03-0018-15

一、引言

实现共同富裕是社会主义的本质要求, 也是我国新发展阶段的战略目标和现实要求(刘培林等, 2021)。习近平总书记指出:“共同富裕是全体人民的富裕”, 这充分阐释了共同富裕着力促进社会公平、缩小贫富差距和增进人民福祉的基本内涵(万海远和陈基平, 2021)。立足新时期, 实现共同富裕应更加注重通过初次分配保障市场机制的高效运行、优化资源配置以及提升要素投入回报率(李实, 2021)。

自党的十八大提出将“互联网+”战略作为中国经济新常态下的重要动力以来, 以信息技术为核心的新一轮科技革命取得了长足发展。互联网发展作为新时期经济增长和社会发展的内生驱动, 在产业结构、区域创新、制造业生产率的提升、全要素生产率(TFP)的增长等方面均发挥了显著作用(Jiang等, 2021; 董春风和司登奎, 2022; Luo等, 2022)。不仅如此, 互联网作为引领

收稿日期: 2022-10-10

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“债务负担视角下城镇居民住房选择与消费行为关系研究: 理论机制与政策效应”(72174115); 上海市政府决策咨询研究中心王洪卫工作室(2010130019); 上海财经大学2022年研究生创新基金资助项目“公共租赁住房政策实际效果评估——基于消费结构、社会融入和购房需求的模糊断点回归分析”(CXJJ-2022-347)。

作者简介: 石薇(1980—), 女, 湖北武汉人, 上海社会科学院应用经济研究所研究人员;
王诗勇(1994—), 男, 安徽安庆人, 上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生;
王洪卫(1968—), 男, 浙江杭州人, 上海财经大学公共经济与管理学院教授。

社会变革和改变生活生产方式的技术进步,还深刻影响着微观家庭,特别是对与收入、消费和就业等相关的家庭部门的经济行为产生重大影响(Demir等, 2022; 万广华等, 2022)。一方面,互联网自带的时间与空间属性,降低了信息不对称、地理阻碍等形成的摩擦成本,在改变居民家庭就业环境、提升就业质量、提升家庭收入等方面发挥了积极作用,使得禀赋不足的家庭或弱势群体更易获得就业机会和创收基础,并创造了个人参与经济社会发展的融入能力,从而促使互联网在家庭部门中的福利效应得以释放;另一方面,当前中国数字基础设施建设程度以及居民素养并不均衡,互联网发展的不平衡则可能形成“隐形数字鸿沟”,进而引发“马太效应”。那么,互联网发展会如何影响居民家庭实现共同富裕?是表现出普惠性的“公平效应”,还是因其自身的“技术门槛”而产生“马太效应”?

围绕这一问题,相关研究主要集中在互联网推动的数字普惠金融对居民家庭收入差距、创业或社会公平的影响等方面。张勋等(2019)运用中国数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查(CFPS)数据,评估互联网革命所推动的数字金融发展对包容性增长的影响,发现数字经济和数字金融可通过信息、大数据和云计算等创新技术进一步拓展金融的服务范围和触达能力,降低金融的约束力。然而,上述研究对于帮助我们理解互联网发展如何影响居民家庭实现共同富裕的作用较为有限,原因在于:第一,既有研究表明,数字普惠金融虽然与互联网发展相伴而生,但二者对共同富裕产生的影响机制存在明显差异。数字普惠金融影响居民家庭主要有以下途径:一是创业效应(谢绚丽等, 2018);二是缓解小微企业的融资约束,促进小微企业扩大再生产规模(万佳彧等, 2020);三是推动传统金融转型升级,从而释放劳动者的工作自主性(张传勇和蔡琪梦, 2021; 郭晴等, 2022)。然而,互联网影响家庭共同富裕的传导机制并不局限于上述方式,还有居民家庭广泛参与的社会就业(李成明等, 2022)。事实上,弱势群体往往面临数字鸿沟问题而难以创业(王浩林和王子鸣, 2022),而就业才是民生根本。因此,仅聚焦数字普惠金融对居民家庭的影响,很难全面度量互联网发展对共同富裕的影响机制。第二,由于发展阶段的原因,数字普惠金融影响家庭实现共同富裕具有较强的内生性。针对缺乏资源禀赋的弱势家庭,数字普惠金融难以获取,进而数字普惠金融很难对禀赋不足的家庭产生显著影响。相较之下,互联网作为技术成熟的外生变量,因其获取门槛较低,则能更好地惠及弱势家庭。

基于上述现实和理论背景,本文试图实证考察互联网发展对居民家庭实现共同富裕的影响及其内在传导机制。在实证设计方面,本文参考权威研究,采用互联网发展历史源头的信息网络技术变量,采用工具变量法(IV),从而有效缓解了样本选择产生的内生性问题。本文的研究结果显示:第一,互联网的发展对家庭实现共同富裕产生了显著的推动作用;第二,互联网发展主要通过提升就业质量实现共同富裕;第三,该效应主要体现在农村户籍、较低学历和非正规就业等弱势群体中;第四,进一步研究发现,互联网发展对居民家庭实现共同富裕具有差异性结构特征,原因在于,社会阶层认同并未因互联网发展提升就业质量而得以改善。

本文的边际贡献主要体现在以下几点:一是本文聚焦互联网发展对居民家庭实现共同富裕的影响,论证了互联网发展通过提升就业质量进而帮助弱势群体实现共同富裕的传导路径,该结论丰富和拓展了现有科技革命经济社会效应的研究成果,也为弱势群体如何把握技术革新红利对初次分配的积极作用进而实现共同富裕提供了可行路径的参考。二是本文采用具有较强外生性的城市互联网发展指标,有效解决了截面数据处理效应非随机的内生性问题,确保估计参数的有效性、无偏性和真实性。三是本文的重点在于多维度讨论了互联网发展对居民家庭实现共同富裕的差异性结构特征,对农村户籍、低学历或非正规就业群体的正向效果更加明显,并对居民家庭物质、社会共享层面的共同富裕的积极影响更加明显,该结论有助于更加深入和全面地理解科技革命助推共同富裕的实践路径。

二、文献评述与理论假设

(一) 互联网发展对共同富裕的影响

互联网发展对共同富裕的影响,既有研究主要集中于从理论层面分析互联网数字时代劳动形式与生产过程的新变化,及其对均衡增长、贫富差距的影响。宏观上,互联网发展通过影响要素配置、产业融合、信息共享、集聚经济等途径,为居民家庭创造更多的就业机会并提升收入,进而促进共同富裕(Duranton和Puga, 2020);微观上,互联网的普及通过就业匹配效率、信息搜寻成本、工作时长和岗位切换等途径提升居民工资溢价(莫怡青和李力行, 2022)。相关研究认为,互联网发展将促进数字化与工业化的融合,带来产业结构的合理化与劳动力质量的提升,推动效率与公平的平衡增长(祝嘉良等, 2022)。发展数字经济与实现共同富裕具有逻辑一致性,数字化推动生产组织方式从个别企业的断续生产演化到工业互联网产业网链的连续生产,在加速商品价值实现的同时降低了流通费用,增益全体人民共享发展成果。

在实证层面,互联网发展对共同富裕的影响研究,主要集中在互联网推动的数字普惠金融对收入差距和社会公平的影响。刘魏(2021)研究发现,数字普惠金融指数每增加1%,则客观相对贫困的发生概率下降2.12%,主观相对贫困的发生概率下降0.96%,表明数字普惠金融发展有效缓解了城乡居民的相对贫困状况。张金林等(2022)运用微观调查数据构建了共同富裕指数,并探讨了数字普惠金融对共同富裕的影响,发现创业活跃度的提升是数字普惠金融推进共同富裕建设的重要路径。既有实证研究虽然集中于数字普惠金融领域,但其作为互联网发展的重要表现之一,实证结果已显示了与理论分析的一致性。由此,本文提出如下假设:

假设1:互联网发展有助于居民家庭实现共同富裕。

(二) 互联网发展对共同富裕的影响机制:就业质量提升的视角

就业质量的提升是实现共同富裕的重要推动力之一。理论上,就业质量的提升不仅有助于改善劳动者的家庭福祉,更有助于在新时期推动共同富裕的实现。通过提升就业质量的方式增加中等及偏下收入群体的劳动收入,是推进共同富裕的有力抓手(张彬斌, 2022)。提升就业质量,在促进家庭部门参与经济建设、创造家庭财富和缩小社会差距等方面能够发挥积极作用,这一点在相关脱贫攻坚、贫富差距或消费行为等的研究中都得到论证(程名望和张家平, 2019; 姚敏和陈新力, 2022)。可见,实现高质量就业,是我国新时期实现共同富裕的内在要求与重要保障(何宗樾等, 2020)。

互联网发展可能通过宏观和微观两个层面提升居民家庭就业质量,进而对共同富裕产生积极影响。宏观层面,互联网发展有利于扩大劳动力市场的就业容量,特别是互联网产业在集聚过程中不断与其他产业融合,催生“互联网+”新业态,尤其是促进第二、第三产业协同生产,在高效配置生产要素过程中催生出更大的就业需求。并且,与之相伴的多元化商业模式和经营业态,也重塑了新型就业形态,创造了更多的就业机会,如线上销售模式能帮助以跨区域经营为主的企业降低成本,包容性、灵活性较强的就业岗位随之出现。互联网发展引发的要素配置优化所催生的就业需求,无疑将对就业质量的提升带来积极影响,进而对共同富裕产生有力的推动作用。微观层面,互联网发展有利于提高劳动收入、降低工作搜集成本和增强就业获得感,这对缓解劳动力市场失灵、扭转弱势群体“低工资”就业局面具有明显的“促公平”作用(Kuhn和Mansour, 2014; 毛宇飞等, 2019)。互联网发展丰富了优势就业资源的获取路径,降低了就业搜寻成本、技能学习及培训成本,使得从业者切换工作的摩擦成本下降,进而刺激就业效率得以提升,最终转化为劳动福利的增加(莫怡青和李力行, 2022)。此外,互联网发展对就业环境的满意度亦有促进作用(王文, 2020),进而对改善劳动关系及就业稳定性发挥积极作用。综

上所述,互联网发展通过就业容量的提升、新就业形态的创造、就业机会的公平化、就业获得效率的提升等途径,对居民家庭就业质量的提升产生积极影响,进而使得居民家庭的共同富裕之路更加多元化。由此,本文提出如下假设:

假设2:互联网发展通过提升就业质量助推居民家庭实现共同富裕。

(三) 互联网就业效应的异质性与共同富裕实现

基于互联网在宏观经济中的渗透性和扩散性,能够使居民家庭处于更加稳健的就业环境、获得新型的就业路径。相关研究表明,鉴于互联网发展的自身特点,互联网发展所带来的就业质量提升效应,显示出一定的异质性特征,即更为突出地体现在对弱势群体的就业质量的提升上。首先,互联网发展对农村劳动力就业产生了积极影响。宋林和何洋(2020)运用2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据的研究发现,互联网的使用在总体上促进了农村劳动力的非农就业,使农村劳动力由自雇型就业向受雇型就业转变,互联网的使用在促进壮年劳动力非农就业、受雇型就业方面的作用更为显著。其次,互联网对非正规就业具有显著的促进作用。正如何勤英等(2022)运用中国综合社会调查(CGSS)数据的实证研究表明,互联网使用对农村劳动力非正规就业会产生促进作用,非正规就业概率的增加比正规就业高0.4%,尤其是对高中及以下学历、年龄较大群体的非正规就业的促进作用更为明显。最后,互联网对家庭禀赋较低的弱势群体就业有明显的促进作用。互联网发展引领了供给侧的结构性改革,催生了农村电商、网商经纪人、物流配送队伍等新业态新岗位,有效扭转了弱势群体低工资的就业局面,进而促使禀赋不足的家庭更易获得就业机会和创收基础,并创造了个人参与经济社会发展的融入能力。

综上所述,就业质量的提升效应作为互联网助推居民家庭实现共同富裕的重要机制,其针对农村劳动力、非正规就业、新型就业形态群体发挥的正向作用更为显著,进而可以推断,互联网发展针对不同阶层群体共同富裕的影响效果可能存在异质性,即互联网对居民家庭实现共同富裕的促进作用,在农村家庭、非正规就业家庭、低收入家庭中可能更为明显。由此,本文提出如下假设:

假设3:互联网发展对弱势群体实现共同富裕的积极作用更加突出。

三、研究设计

(一) 数据来源与初步处理

本文所使用的数据主要来源于2017年中国家庭金融调查(CHFS)和历年《城市统计年鉴》。CHFS是西南财经大学对全国29个省(自治区、直辖市)展开的每两年一次的实地调查,其中涵盖了包括物质、精神以及社会公共资源获得等实际情况,为本文研究互联网发展影响共同富裕提供了精准的信息和数据支撑。由于各期调查信息存在变更调整,难以将各期数据进行匹配以模拟研究主题,所以本文主要以2017年调查数据为基础样本进行研究。

(二) 变量构建

为保证研究结果的科学有效性,本文对所选样本进行初步筛选:第一,为降低受访者年龄产生的干扰,将受访者年龄设置在18-70岁;第二,基于变量的连续性、完整性的考虑,剔除残缺值、异常值和无效值;第三,为降低异方差影响,对水平值进行对数化标准处理;第四,考虑到城市特征对微观家庭影响的滞后性,地区维度的宏观控制变量皆选择滞后一年处理。

1. 被解释变量:共同富裕指数(CP)。本文借鉴Ravallion和Chen(2017)、万海远和陈基平(2021)、张金林等(2022)关于共同富裕水平指数的评估方法,从物质、精神和社会三个渐进层级来定义,再参考何宗樾等(2020)的微观指数构建方法,采用等权法对指标体系赋权,将其综

合为基于微观家庭的多维耦合共同富裕指数。由此得到1个共同富裕水平指数及其3个子指数,分别为物质富裕指数、精神丰实指数和社会共享指数。其中,物质富裕指数是指家庭整体经济实力水平,由家庭收入、财富和消费等指标合成;精神丰实指数是指家庭成员对其自身精神丰裕程度的判断,由健康、社会保障、教育和文化等指标合成;社会共享指数是指家庭享受社会发展福利效应的程度,由群体差异和区域差异等指标合成。具体的底层指标主要包括人均收入、家庭相对收入、家庭总资产、人均消费、生存型消费、家庭成员健康、人均医疗资源、家庭成员养老保险覆盖程度、家庭成员医疗保险覆盖程度、家庭成员受教育程度、文娱教育支出、主观幸福感、收入差异性、消费差异性、当地贫困程度和地理位置,共计16个微观指标。

2. 核心解释变量:互联网综合发展指数。本文核心解释变量是互联网综合发展指数,考虑到宏观环境影响的滞后性以及可能存在的内生性问题,这里的底层指标皆采用往年的城市数据(2016年)。参考黄群慧等(2019)的构建方法,根据《中国城市统计年鉴》及相关官方统计数据,从互联网实际应用和产出两个维度选用互联网普及率、互联网从业人员、互联网相关产出和互联网用户数四个基础变量,在标准化处理之后,采用主成分分析法合成互联网综合发展指数。同时,还采用等权法再合成一个互联网综合发展指数,作为稳健性检验。

3. 中介变量:就业质量。就业质量的内涵紧随实践活动而不断被赋予新的解释,劳动者就业与生活平衡度、权益保护、福利保障、经济效应以及主观幸福感等宏、微观指标相继皆被纳入就业质量范畴(Anker等,2003)。为此,本文拟从宏观、个体两个维度量化就业质量,以此检验因互联网发展而提升的就业质量是家庭共同富裕水平提升的影响因素。第一,宏观就业质量指标,聚焦地区劳动力市场运行情况和资源配置效率。根据既有研究的做法(戚聿东等,2020),以就业环境、就业能力、劳动报酬和劳动保护四个维度的数据为基础,运用组合赋权法计算出各地的就业质量,以此反映各城市的宏观就业情况。第二,微观就业质量指标,精准反映个体对就业环境的感知。借鉴权威量化方法(邓睿,2020),以工资水平、劳动供给、岗位稳定性以及福利待遇四个维度的数据为基础,采用等权平均法测算微观就业质量的综合表现。

4. 控制变量:个体、家庭和地区特征。为保证实证研究的科学有效性,本文还纳入相关控制变量,主要包括个体、家庭和地区三方面:个体层面有受访者年龄、年龄平方项、性别、婚姻、健康、学历;家庭层面有家庭人口规模和家庭资产水平;地区层面有人均GDP、城市化水平和房价增速。在回归分析中,本文会逐次纳入各个层面的控制变量,以保证核心估计值的有效稳健性。上述变量的具体释义如表1所示。

(三) 模型设计

为考察互联网发展对居民家庭共同富裕的影响,本文构建了如下基准模型:

$$CP_i = a_0 + a_1 net_i + a_2 \sum control_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, CP_i 代表*i*家庭的共同富裕指数, net 代表*i*城市互联网发展水平。 a_1 表示回归系数,衡量互联网发展对家庭共同富裕的边际效应,如果互联网发展产生了积极作用, a_1 则为正,反之为负。结合前文理论分析,预期 a_1 为正。 $control_i$ 表示控制变量; ε_i 是随机扰动项。为保证实证的科学有效性,本文在基准回归部分采用OLS估计,并在此基础上采用IV估计来缓解内生性问题。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归结果

表2第(1)列显示了城市互联网发展对居民家庭共同富裕的回归结果。结果表明,核心解释变量的系数估计值为正,且在1%水平上保持显著,表明互联网发展水平对居民家庭实现共同富裕会产生正向影响,城市互联网发展对居民家庭共同富裕水平会产生积极的边际效应。第

表1 描述性统计

	Variable	变量释义	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
被解释变量	<i>cp</i>	共同富裕指数	53 774	0.5398	0.1252	0.125	0.9595
	<i>cp1</i>	基于物质层面的共同富裕指数	53 774	0.2431	0.0621	0	0.3125
	<i>cp2</i>	基于精神层面的共同富裕指数	53 774	0.1753	0.0711	0	0.3986
	<i>cp3</i>	基于社会层面的共同富裕指数	53 774	0.1214	0.0597	0.0625	0.25
解释变量	<i>net</i>	互联网发展指数	53 774	4.2188	1.8863	0.7899	8.974
	<i>net2</i>	互联网发展指数第二指标	53 774	3.3894	1.5076	0.6149	7.2741
中介变量	<i>mic_job</i>	微观就业质量	52 675	1.0958	1.2925	-2.7463	3.267
	<i>mac_job16</i>	宏观就业质量(滞后一期)	53 774	47.2021	10.5978	30.047	73.152
	<i>mac_job17</i>	宏观就业质量(当期)	53 774	48.1848	10.6584	30.584	74.686
控制变量	<i>age</i>	受访者年龄	53 774	45.7865	14.4726	18	70
	<i>lnage²</i>	受访者年龄对数的平方	53 774	7.5325	0.7087	5.7807	8.497
	<i>male</i>	虚拟变量:受访者为男性=1,女性=0	53 774	0.4913	0.4999	0	1
	<i>marry</i>	虚拟变量:受访者已婚或同居=1,其他状况=0	53 774	0.8084	0.3935	0	1
	<i>health</i>	虚拟变量:非常健康或很健康=1,否则=0	53 774	0.5937	0.4911	0	1
	<i>edu</i>	小学以下为0年,小学为6年,初中为9年,高中、职业高中、中专、技校为12年,大专、高职为15年,大学本科为16年,硕士研究生及以上为19年	53 774	1.0923	3.0023	0	19
	<i>member</i>	家庭总人口数量(单位:人)	53 774	2.6781	2.1474	1	10
	<i>asset</i>	对数化处理:家庭资产	48 367	0.3839	0.2649	0	1
	<i>lnpergdp</i>	对数化处理:所在省份的人均生产总值	53 774	11.0095	0.3951	10.2271	11.6801
	<i>urban</i>	虚拟变量:城镇=1,农村=0	53 926	0.382	0.4859	0	1
<i>hpspped</i>	所在省份的房价增速	53 774	0.0887	0.0728	-0.03898	0.26942	

(2)–(4)列报告了加入个体特征、家庭特征和地区特征后的回归结果,互联网发展回归系数为0.0104,在1%水平上显著,互联网发展与微观个体的共同富裕呈正相关,这再次验证了上述结论,即互联网的快速发展有助于居民家庭实现共同富裕。该结果初步验证了假设1成立。

考察其他控制变量发现,个人的整体特征有助于解释共同富裕,特别是个人学历和健康状况构成的人力资本,对共同富裕的实现呈现出显著的积极影响;家庭维度的特征也有力地解释了共同富裕,其中,社会网络和家庭保险呈现出积极影响,但家庭失业情况会拉低共同富裕程度。负债情况和地区维度特征也表现出较好的显著性。

(二) 稳健性检验

1. 样本调整。考虑到核心解释变量可能存在离差值及其对共同富裕产生的影响,进一步对样本进行1%缩尾处理,以提升样本质量,继而保证回归结果的稳健性。如表3第(1)列所示,核心解释变量的系数估计值在1%的水平上显著为正,表明上文基准回归结果稳健有效。

2. 固定效应。考虑到地区之间经济社会发展的差距,进一步分别对省份和城市进行再固定,以提升结果的准确性;然后,考虑到不同家庭接触互联网的时间不同,可能对当期家庭共同富裕产生的影响会因时间长度差异而出现偏误,所以这里对获取互联网接入的时间进行固定,以提升估计结果的准确性。结果如表3第(2)–(4)列所示,核心解释变量的系数估计值皆在1%的水平上显著为正,表明基准回归结果稳健有效。

3. 更换变量。本文为将样本做进一步调整,选用等权法对城市互联网综合发展指数进行再定义,构建互联网发展水平的第二指标达到稳健性检验的目的。表3第(5)列报告了回归结果,

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	被解释变量: 共同富裕(Common_prosperity)			
<i>net</i>	0.0011 ^{***} (0.0003)	0.0007 ^{***} (0.0003)	0.0006 ^{**} (0.0003)	0.0104 ^{***} (0.0003)
<i>age</i>		-0.0024 ^{***} (0.0002)	-0.0019 ^{***} (0.0002)	-0.0013 ^{***} (0.0002)
<i>lnage²</i>		0.0389 ^{***} (0.0051)	0.0269 ^{***} (0.0051)	0.0137 ^{**} (0.0047)
<i>male</i>		-0.0018(0.0011)	-0.0014(0.0011)	-0.0018(0.0009)
<i>marry</i>		0.0195 ^{***} (0.0017)	0.0084 ^{***} (0.0017)	0.0172 ^{***} (0.0017)
<i>health</i>		0.0271 ^{***} (0.0011)	0.0165 ^{***} (0.0011)	0.0203 ^{***} (0.0011)
<i>edu</i>			0.0021 ^{***} (0.0002)	0.0013 ^{***} (0.0002)
<i>member</i>			-0.0026 ^{**} (0.0003)	-0.0022 ^{**} (0.0002)
<i>aseet</i>			-0.1531 ^{***} (0.0020)	-0.1324 ^{***} (0.0019)
<i>lnpergdp</i>				-0.0978 ^{***} (0.0018)
<i>urban</i>				-0.0498 ^{***} (0.0011)
<i>hpsped</i>				-0.0022(0.0097)
<i>_cons</i>	0.535 ^{***} (0.00132)	0.325 ^{***} (0.0268)	0.478 ^{***} (0.0273)	1.587 ^{***} (0.0323)
样本量	53 774	53 774	48 367	48 367
<i>R</i> ²	0.001	0.023	0.133	0.234

注: *、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平,括号内为标准误。下同。

表 3 稳健性检验的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	1%断尾	地区固定	城市固定	时间固定	更换变量	IV-固话	IV-邮局
<i>net</i>	0.0101 ^{***} (0.0003)	0.0044 ^{***} (0.0004)	0.182 ^{***} (0.0167)	0.0016 ^{***} (0.0005)		0.0036 ^{***} (0.0014)	0.0034 ^{**} (0.0016)
<i>net2</i>					0.0121 ^{***} (0.0004)		
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>FE</i>	NO	YES	NO	YES	NO	YES	YES
<i>F</i> 值	-	-	-	-	-	2506.05	2458.24
样本量	47974	48367	48367	27917	48367	41074	41074
<i>R</i> ²	0.235	0.479	0.502	0.507	0.232	0.487	0.487

核心解释变量的系数估计值为正,且在1%的水平上保持显著,表明互联网发展水平越高的城市,居民家庭更可能实现共同富裕。

4.内生性处理:IV估计。本文研究了城市互联网发展水平对居民家庭实现共同富裕的影响,在一定程度上规避了反向因果关系导致的内生性影响。一般而言,互联网发展取决于宏观政策支持以及地方科技创新水平,很难受居民家庭的个体特征影响。而遗漏变量的存在可能会对解释变量产生干扰,为此,本文参考相关权威文献的做法(Nunn和Qian, 2014),选用各城市1996年每百人固定电话数量和每百万人邮局的数量作为工具变量对模型进行再处理。理论上,互联网发展水平是以信息技术为起点的,具体表现为固定电话数量和邮局规模,满足相关性假设。同时,采用早期历史数据,很难对当期居民家庭共同富裕产生影响,满足无关性假设。为此,本文选用各城市固话和邮局的历史数据作为工具变量进行两阶段最小二乘法(2SLS)估计,用以检验内生性问题。

表3中第(6)、(7)列报告了使用工具变量回归(IV)的结果。可以看出,核心解释变量的系数估计值为正,且至少在5%的水平上保持显著,表明互联网发展水平提高居民家庭共同富裕的结果得到进一步验证。同时,每百万人邮局数量的工具变量回归结果保持稳健,再次论证了互联网发展水平对促进共同富裕的积极影响,假设1再次得到验证。

总体来看,表3的稳健性回归结果进一步验证了上文的理论分析和基准结果,即城市互联网发展的红利可以促进居民家庭实现共同富裕,改善了居民家庭的生活水平,缩小了贫富差距,促进了社会公平。再次验证假设1成立。

(三)机制检验:就业质量的提升

如前所述,互联网发展对共同富裕的影响可能来自于宏观、微观两个维度就业质量的提升。为了进一步检验该机制是否存在,我们参考主流研究的做法,构建如下中介效应模型进行机制识别(Hayes, 2009),其中模型(2)与上文基准模型(1)相同:

$$CP_i = a_0 + a_1 net_i + a_2 \sum control_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$M_i = a_0 + a_1 net_i + a_2 \sum control_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$CP_i = a_0 + a_1 net_i + a_2 \sum control_i + a_3 M_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

上述模型中, M 表示中介变量,由就业质量指标构成,包括微观就业质量指标和宏观就业质量指标。考虑到指标构建的部分底层信息与共同富裕指标的构成趋近,可能会导致内生性问题的出现,为此,本文分别进行如下处理:第一,对微观就业质量指标进行标准化处理,实现个体共同富裕情况难以反向影响群体就业质量的目的,由此缓解反向因果产生的内生性问题;第二,对宏观就业质量指标进行滞后一期处理,实现当期的共同富裕情况难以反向影响往年的宏观就业质量的目的,由此减少因反向因果关系导致的内生性问题。其他变量与上文释义保持一致。根据温忠麟等(2004)所给出的中介效应模型的原理,若各方程系数核心变量均显著,并且式(4)中核心变量的系数值比式(2)中的系数小或显著程度下降,则说明存在中介效应。

表4报告了影响机制检验的回归结果。Panel A的第(2)、(3)列呈现的微观就业质量指标的系数为正,且皆在1%的水平上保持显著,并且第(2)列的核心变量系数值较未纳入就业质量指标的系数值更小。这说明了两点:第一,就业质量会影响共同富裕;第二,互联网发展会通过提升微观个体的就业质量水平,继而促进共同富裕的实现。核心变量的系数值变小也表明该机制确实存在。同样,宏观就业指标的系数估计值为正,且在1%的水平上保持显著,意味着互联网发展不仅提升了个体就业质量,也提升了宏观就业质量,继而对居民家庭实现共同富裕产生积极影响。纳入宏观就业质量后的核心变量系数同样变小,也说明该机制确实存在。更进一步,采用更换解释变量的形式得到的结果一致,表明假设2成立,假设得证。

除此之外,还得出以下推断:第一,宏观就业质量对共同富裕的边际效应不及个体就业质量的提升,可见,提升个体就业质量对实现共同富裕的促进作用更大;第二,互联网发展对个体就业质量的提升效应较宏观就业质量更低,表明互联网对就业质量的改善更多地体现在宏观层面,而对个体的影响较为有限;第三,上述两点结果产生了一个棘手的问题,即个体就业质量的提升对居民家庭实现共同富裕的贡献更大,但互联网发展的积极影响很难触及个体层面,这对政府、企业等部门调整行业发展政策和引导技术要素“靶向”支撑功能,继而放大互联网发展对个体就业质量的积极作用提供了启示。

为保障机制检验的稳健性,本文还使用交互项的方法进行机制再检验^①,结果显示微观、宏

^①因篇幅限制,影响机制再检验的结果未予汇报,感兴趣的读者可向作者索取。

表 4 影响机制的检验结果

Panel A							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Cp</i>	<i>Cp</i>	<i>mic_job</i>	<i>Cp</i>	<i>mac_job16</i>	<i>Cp</i>	<i>mac_job17</i>
<i>net</i>	0.0104*** (0.0003)	0.0096*** (0.0004)	0.1131*** (0.0142)	0.0090*** (0.0003)	0.6430*** (0.0144)	0.0091*** (0.0003)	0.6150*** (0.0145)
<i>mic_job</i>		0.0042*** (0.0002)					
<i>mac_job16</i>				0.0021*** (0.0001)			
<i>mac_job17</i>						0.0021*** (0.0001)	
<i>control</i>	YES						
<i>FE</i>	YES						
样本量	48367	20403	20403	48367	48367	48367	48367
<i>R</i> ²	0.234	0.279	0.098	0.241	0.799	0.240	0.799
Panel B							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Cp</i>	<i>Cp</i>	<i>mic_job</i>	<i>Cp</i>	<i>mac_job16</i>	<i>Cp</i>	<i>mac_job17</i>
<i>net2</i>	0.0121*** (0.0004)	0.0111*** (0.0006)	0.137*** (0.0177)	0.0103*** (0.0004)	0.805*** (0.0179)	0.0104*** (0.0004)	0.775*** (0.0181)
<i>mic_job</i>		0.0042*** (0.0002)					
<i>mac_job16</i>				0.0021*** (0.0001)			
<i>mac_job17</i>						0.0021*** (0.0001)	
<i>control</i>	YES						
<i>FE</i>	YES						
样本量	48367	20403	20403	48367	48367	48367	48367
<i>R</i> ²	0.232	0.277	0.098	0.239	0.799	0.239	0.799

观就业质量指标的交互项系数估计值皆为正,且至少在10%的水平上保持显著,再次验证了上述的机制检验。

(四) 基于是否存在“马太效应”的异质性分析

正如上文所述,就业质量的提升是城市互联网发展促进居民家庭实现共同富裕的重要渠道,进一步,这也意味着该效应可能对处于就业质量较差环境的群体的正向影响更加明显。为此,本文将进一步从城乡户籍差异、受教育程度和正规-非正规就业这些被学术界、政府和社会重点关切的方面对居民家庭进行分组回归,考察互联网发展对不同就业质量群体实现共同富裕的异质性影响。

1.城乡户籍差异。通常来说,尽管我国户籍改革取得了一系列成果,但户籍差异仍会影响个体或家庭的就业情况,农村户籍在劳动力市场上仍然会被贴上负面“标签”,不利于进城务工群体获得就业岗位、提升就业质量以及实现劳动增收(陈杰等,2022)。那么,互联网的快速发展是否会改变这一情况,继而促进共同富裕,我们须考察互联网发展对于不同户籍群体的影响。根据被访者的户籍情况将样本分成非农户籍和农村户籍两组,然后对两组样本分别进行实证分析。表5的汇报结果表明,对非农户籍群体而言,互联网对其实现共同富裕的影响为负且不显著,意味着对拥有城市户籍的居民家庭而言,互联网的快速发展对其实现共同富裕并未起到

积极作用;相反,对农村户籍群体而言,核心变量的系数估计值为正,且在1%的水平上保持显著,意味着互联网发展对其实现共同富裕起到了积极作用,进一步的稳健性结果保持不变。形成上述不同影响的原因可能在于,农村户籍人口长期处于较低就业质量的工作环境因互联网快速发展而得以改变。一方面,互联网发展改善了宏观就业环境,促使农村户籍人口的“资格门槛”降低,与之相伴的是就业机会增加、就业稳定性增强、就业持续性延长和就业保障得以兜底;另一方面,互联网发展提升了个体就业质量,不仅使非农户籍群体有机会实现就业增收,而且还使其就业体验感和公共资源的获得感趋近户籍人口,户籍限制的负面影响由此降低。可见,相对于非农户籍群体,互联网发展对于农村户籍劳动力的积极影响更加显著,这对于地方政府通过互联网发展实现“稳就业”以及保障农村户籍人口就业质量的提升具有一定的政策价值。

2.受教育水平。理论上,受教育水平的差异会直接影响个体或家庭的就业质量(李文华和李桂荣,2022)。那么,互联网的快速发展是否会提升受教育程度较低的劳动力的就业质量,进而对其实现共同富裕产生积极影响?这里我们继续考察互联网发展对于不同受教育程度群体的影响。根据受访者的受教育情况,将样本分为高中及以下学历和大专及以上学历两个子样本,如果受访者的学历是高中及以下,则认为其主要为受教育程度较低群体,如果受访者学历是大专及以上学历,则认定其主要为受教育程度较

高群体,然后对两组样本分别进行实证分析。表6的汇报结果表明,对受教育程度较高的群体而言,互联网对其实现共同富裕的影响为正,但不显著,意味着互联网的快速发展对受教育程度较高群体实现共同富裕并未起到积极作用;相反,对受教育程度较低的群体而言,核心变量的系数估计值为正,且至少在5%的水平上保持显著,意味着互联网发展对受教育程度较低群体实现共同富裕起到了积极作用,进一步的稳健性结果保持不变。形成上述不同影响的原因可能在于,互联网的快速发展提升了受教育程度较低群体的学习机会,一定程度上破除了低学历群体的学习障碍,搭建起的信息化、知识化和及时性的技术平台使其有机会通过学习提高自身技能,继而提升人力资本水平、增加就业机会和提高劳动报酬,从而有助于低学历群体实现共同富裕。上述结果表明,相对于高学历群体,互联网发展对于低学历群体的积极影响更加显著,这对于地方政府通过互联网发展提升低学历劳动者的人力资本水平具有一定的政策启示。

3.正规-非正规就业。非正规就业正成为我国新型城镇化进程中的重要就业方式,然而,非正规就业劳动者的就业待遇、工作自主性和满意度普遍较低(邓彤博和李敏,2021)。同样,快速发展的互联网是否会改变非正规就业群体的就业质量,并对实现共同富裕产生促进作用?这里我们进一步考察互联网发展对于不同就业群体的影响。根据受访者是否签订劳动合同分为正

表5 异质性分析:城乡户籍

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	非农户籍		农村户籍	
<i>net</i>	-0.0004 (0.0008)		0.0031*** (0.0005)	
<i>net2</i>		-0.0009 (0.0010)		0.0033*** (0.0007)
<i>control</i>	YES	YES	YES	YES
<i>FE</i>	YES	YES	YES	YES
样本量	8518	8518	19399	19399
R^2	0.441	0.441	0.501	0.501

表6 异质性特征:受教育水平

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	较低受教育水平		较高受教育水平	
<i>net</i>	0.0018*** (0.0005)		0.0020 (0.0023)	
<i>net2</i>		0.0017** (0.0006)		0.0022 (0.0029)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES
<i>FE</i>	YES	YES	YES	YES
样本量	26712	26712	1205	1205
R^2	0.505	0.505	0.604	0.604

规就业和非正规就业两个子样本,然后对两组样本分别进行实证分析。表7的汇报结果表明,对正规就业群体而言,互联网对其实现共同富裕的影响为正,但不显著,意味着正规就业群体的互联网的正外部性不明显;相反,对非正规就业群体而言,核心变量的系数估计值为正,且在1%的水平上保持显著,意味着互联网发展对非正规就业群体实现共同富裕起到了积极作用,进一步的稳健性结果保持不变。形成上述不同影响的原因可能在于,互联网快速发展提升了

表7 异质性特征:正规-非正规就业

	(1) 正规劳动	(2) 正规劳动	(3) 非正规	(4) 非正规
<i>net</i>	0.0021 (0.0008)		0.0041*** (0.0007)	
<i>net2</i>		0.0022 (0.0010)		0.0045*** (0.0009)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES
<i>FE</i>	YES	YES	YES	YES
样本量	7919	7919	12320	12320
R^2	0.518	0.518	0.487	0.486

非正规就业群体的就业保障,互联网发展一定程度上打破了信息不对称,倒逼就业单位提升对劳动者合法权益的保护程度,使其就业稳定性得以提升,降低了频发失业、更换工作岗位的概率及其摩擦成本,由此对非正规就业者实现共同富裕发挥促进作用。上述结果表明,相较于正规就业群体,互联网发展对于非正规就业群体的积极影响更加显著,这对于地方政府通过互联网技术介入解决日益扩大的非正规就业群体面临的相关问题具有一定的政策启示。

综合以上结果,互联网发展对农村户籍、低学历或非正规就业等弱势群体实现共同富裕的积极影响更加深远:一是该结果验证了假设3,即互联网发展通过提升就业质量助推共同富裕实现,并未出现明显的“马太效应”;二是该结果对本文理论分析和基准回归结果起到了支撑作用,表明弱势群体因就业质量的提升而获得的福利更多;三是证实了互联网发展在促进居民家庭实现共同富裕过程中的结构性差异,为相关差异化政策的制定提供参考。

五、进一步研究:结构特征及其原因分析

互联网发展助推了居民家庭实现共同富裕,进一步,该效应是否存在结构性特征?即是否会对不同内涵层次共同富裕产生不同影响?回答该问题,对思考如何通过科技革新实现共同富裕远景目标以及纠正互联网在推进过程中出现的问题等具有一定的现实意义。

表8报告了互联网发展对共同富裕结构影响的回归结果。其中,第(1)–(3)列分别为互联网发展对物质、精神和社会三个层级共同富裕影响的回归结果,第(4)–(6)列进一步报告了相应的IV估计回归结果。从回归结果来看,在控制相关影响因素的前提下,互联网发展对促进居民家庭共同富裕的积极影响主要体现在物质和社会两个层面。进一步的IV估计结果同样论证了互联网发展对居民家庭物质、社会共享层面共同富裕的积极影响,但对居民家庭精神富裕未产生正向作用。这也意味着互联网发展的主要作用集中在居民家庭客观环境的改善,尤其体现在客观就业环境或公共服务的改善上,该效应的实现不仅是居民家庭增收创收的重要方式,也会有助其更充分地享受公共资源福利。然而,这很难体现在精神认同层面。其内在原因在于,由于互联网的发展仅改变了居民家庭就业工作的客观环境,而对其在就业过程中的工作阶层认同的作用有限,使其精神层面的共同富裕难以实现。Anderson等(2012)在组织行为学理论中提出,权威在个体工作过程会通过自身影响力及其组织关系中的地位转化为自信和自尊水平,或者说,如果个体在工作组织中能够给出优于他人的能力、价值评价,人们在职业或劳动中的经济地位就会更高,由此产生较高的阶级认同感,使其精神满足得以实现(容琰等,2016)。尽管互联网的发展为居民家庭获得客观环境的“公平效应”发挥了积极作用,但该作用未能提升其精神富裕。

表8 互联网发展对共同富裕结构影响的回归结果

变量	(1) CP1	(2) CP2	(3) CP3	(4) CP1-IV	(5) CP2-IV	(6) CP3-IV
<i>net</i>	0.0024*** (0.0002)	0.0001 (0.0002)	0.0078*** (0.0002)	0.0012** (0.0004)	0.0004 (0.0005)	0.0255*** (0.0005)
<i>control</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	48367	48367	48367	41074	41074	41074
R^2	0.273	0.145	0.170	0.273	0.156	0.173

为此,本文继续通过实证检验探讨导致上述差异性结构特征的原因。由于数据、信息有限,本文拟反向设计论证方法,即分别从横向与纵向两个维度进行比较分析。通过双向对比分析,如果对就业身份或工作性质属于管理者地位的受访者,互联网发展对精神富裕会产生正向影响,而对就业身份或工作性质属于被管理者地位的受访者,互联网发展仅对精神富裕不会产生正向影响,那么则认为,受访者的工作阶层认同确实是互联网发展未能在精神富裕层面产生正向影响的原因。

本文参考何晓斌和董寅茜(2021)、郭晴等(2022)的做法,根据中国家庭金融调查(CHFS)2017年数据,采用“就业身份属于以下哪一类”和“去年工作的性质是?”两条信息,判断受访者是否属于被管理者,以此衡量受访者在在工作组织中的地位身份。具体来说,针对就业身份,如果受访者属于“雇主”或“自营劳动者”,则定义为管理者,赋值为1,反之为被管理者,赋值为0;针对工作性质,如果受访者是“经营个体或私营企业、自主创业、开网店”,则定义为管理者,赋值为1,反之为被管理者,赋值为0。

表9报告了回归结果,第(1)–(3)列表示当受访者为被管理者时,互联网发展对其物质富裕和社会共享的正向影响并未发生改变,但对其精神富裕的影响为负;进一步比较来看,第(4)列的结果表明,如果受访者为管理者,那么互联网发展对其精神富裕的影响为正。综上所述,居民家庭精神富裕未能得到提升的原因在于,互联网发展并未对其经济地位或阶层认同产生积极影响,由此降低了精神富裕水平。基于稳健性考虑,基于工作性质维度划分的分组结果^①同样也验证了上述结论。可以判断,“公平效应”尚未渗入从业者的工作组织地位提升和阶层认同层面,而是更多地体现在非正规的灵活就业层面。

表9 工作阶层认同影响精神富裕的回归结果

变量	就业身份			
	(1) Cp1	(2) Cp2	(3) Cp3	(4) Cp2
<i>net</i>	0.0025*** (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	0.0080*** (0.0002)	0.0015** (0.0006)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES
<i>FE</i>	YES	YES	YES	YES
样本量	43503	43503	43503	4864
R^2	0.282	0.150	0.174	0.128

①因篇幅限制,基于工作性质维度划分的分组结果未予汇报,感兴趣的读者可向作者索取。

六、结论与政策建议

本文采用城市宏观数据从微观层面考察互联网发展对居民家庭实现共同富裕的影响及其作用机制。研究表明,互联网发展对居民家庭实现共同富裕产生了显著的积极影响,为增进人民福祉和推进社会公平提供了新思路。第一,互联网发展对居民家庭实现共同富裕产生了显著的正向影响,对促进社会公平、缩小贫富差距以及增进人民福祉具有积极作用;第二,就业质量的提升是互联网发展促进共同富裕的重要机制,互联网发展会通过提升居民的就业质量水平,使其宏观就业环境和个人就业所得的正外部性得以提升,继而提升共同富裕水平;第三,该影响在农村户籍、受教育程度低和非正规就业群体中表现得更加突出,“马太效应”未显现;第四,互联网发展对居民家庭物质、社会共享层面的共同富裕产生了积极影响,但对其精神富裕未产生正向影响,居民家庭的社会保障、主观幸福感等精神层面的富裕尚未通过互联网发展而得以改善。

上述研究结论对互联网发展推动共同富裕具有重要的政策启示:首先,应强化发挥互联网对居民就业质量的提升功能,一方面鼓励和引导互联网相关产业服务于农村欠发达地区,另一方面促进企业数字化转型升级,促进“互联网+”通过其自身优势对传统行业进行优化升级转型,从而创造新的就业机会,并带动就业环境、就业能力、劳动报酬的提升和改善,进而促进共同富裕。特别地,鉴于居民个体就业质量的提升对实现共同富裕的促进作用更大,政府应积极调整行业发展政策,引导技术要素发挥其“靶向”支撑功能,放大互联网发展对个体就业质量的积极作用。其次,鉴于互联网发展对亟需提高收入的农村户籍、受教育程度低和非正规就业群体具有重要作用,应加快完善和普及农村地区互联网基础设施建设,并加强互联网针对弱势群体的推广应用,从而强化其在就业需求、增收和改善收入分配上的正向作用。再次,应注重改善互联网相关职业群体,尤其是“互联网+蓝领”职业群体在社会保障、权益保护等方面的问题,引导平等赋权,从而增强其精神幸福感,更好地发挥互联网对共同富裕的正向作用。最后,应注重引导互联网行业的规范化和均衡化发展,增强互联网资源的共享性与包容性,防止因互联网垄断或布局失衡而产生隐形数字鸿沟,致使弱势群体难以享受数字红利而产生“马太效应”。

主要参考文献:

- [1] 陈杰, 郭晓欣, 钟世虎. 城市外来劳动力市场上的农业户籍歧视: 时空变化特征及影响因素[J]. 学术月刊, 2022, (7).
- [2] 程名望, 张家平. 新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, (7).
- [3] 邓彤博, 李敏. 非正规就业人员工作自主性与体面劳动感知——情绪耗竭和超时劳动的视角[J]. 经济管理, 2021, (11).
- [4] 邓睿. 社会资本动员中的关系资源如何影响农民工就业质量?[J]. 经济学动态, 2020, (1).
- [5] 董春风, 司登奎. 数字普惠金融改善城市技术创新“低端锁定”困境了吗?[J]. 上海财经大学学报, 2022, (4).
- [6] 郭晴, 孟世超, 毛宇飞. 数字普惠金融发展能促进就业质量提升吗?[J]. 上海财经大学学报, 2022, (2).
- [7] 何勤英, 刘国庆, 邹小园. 互联网使用对农村劳动力就业选择的影响——基于正规和非正规就业的实证研究[J]. 农林经济管理学报, 2022, (4).
- [8] 何晓斌, 董寅茜. 工作权威、工作自主性与主观阶层认同形成——基于创业者劳动过程的实证研究[J]. 社会学研究, 2021, (5).
- [9] 何宗樾, 张勋, 万广华. 数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J]. 统计研究, 2020, (10).
- [10] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019, (8).

- [11] 李成明, 李大铭, 张泽宇昕. 数字基础设施、家庭多维减贫与共同富裕[J]. 河北经贸大学学报, 2022, (6).
- [12] 李实. 共同富裕的目标和实现路径选择[J]. 经济研究, 2021, (11).
- [13] 李文华, 李桂荣. 教育匹配的就业质量效应研究[J]. 首都经济贸易大学学报, 2022, (4).
- [14] 刘培林, 钱滔, 黄先海, 等. 共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J]. 管理世界, 2021, (8).
- [15] 刘魏. 数字普惠金融对居民相对贫困的影响效应[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2021, (6).
- [16] 毛宇飞, 曾湘泉, 祝慧琳. 互联网使用、就业决策与就业质量——基于CGSS数据的经验证据[J]. 经济理论与经济管理, 2019, (1).
- [17] 莫怡青, 李力行. 零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例[J]. 管理世界, 2022, (2).
- [18] 戚聿东, 刘翠花, 丁述磊. 数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J]. 经济学动态, 2020, (11).
- [19] 容琰, 杨百寅, 隋杨. 权力感对员工建言行为的影响——自我验证机制的作用[J]. 科学学与科学技术管理, 2016, (10).
- [20] 宋林, 何洋. 互联网使用对中国农村劳动力就业选择的影响[J]. 中国人口科学, 2020, (3).
- [21] 万广华, 江葳蕤, 陈亚会. 中国农村推进共同富裕的目标与路径[J]. 农业经济问题, 2022, (11).
- [22] 万海远, 陈基平. 共同富裕的理论内涵与量化方法[J]. 财贸经济, 2021, (12).
- [23] 万佳彧, 周勤, 肖义. 数字金融、融资约束与企业创新[J]. 经济评论, 2020, (1).
- [24] 王浩林, 王子鸣. 网络“互嵌”与农村家庭创业选择——兼论共同富裕实现[J]. 中国农村经济, 2022, (9).
- [25] 王文. 数字经济时代下工业智能化促进了高质量就业吗[J]. 经济学家, 2020, (4).
- [26] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, (5).
- [27] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J]. 经济学, 2018, (4).
- [28] 姚敏, 陈新力. 互联网巩固拓展脱贫攻坚成果的机理及其检验[J]. 调研世界, 2022, (7).
- [29] 张彬斌. 就业扩容提质 促进共同富裕——以加快破解结构性就业矛盾为抓手[J]. 产业经济评论, 2022, (2).
- [30] 张传勇, 蔡琪梦. 城市规模、数字普惠金融发展与零工经济[J]. 上海财经大学学报, 2021, (2).
- [31] 张金林, 董小凡, 李健. 数字普惠金融能否推进共同富裕?——基于微观家庭数据的经验研究[J]. 财经研究, 2022, (7).
- [32] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, (8).
- [33] 祝嘉良, 纪洋, 陈少华, 等. 数字经济与共同富裕[J]. 中国经济问题, 2022, (2).
- [34] Anderson C, John O P, Keltner D. The personal sense of power[J]. *Journal of Personality*, 2012, 80(2): 313–344.
- [35] Anker R, Chernyshev I, Egger P, et al. Measuring decent work with statistical indicators[J]. *International Labour Review*, 2003, 142(2): 147–178.
- [36] Demir A, Pesqué-Cela V, Altunbas Y, et al. Fintech, financial inclusion and income inequality: A quantile regression approach[J]. *The European Journal of Finance*, 2022, 28(1): 86–107.
- [37] Duranton G, Puga D. The economics of urban density[R]. CEPR Discussion Papers 14768, 2020.
- [38] Hayes A F. Beyond Baron and Kenny: Statistical mediation analysis in the new millennium[J]. *Communication Monographs*, 2009, 76(4): 408–420.
- [39] Jiang X X, Wang X, Ren J, et al. The nexus between digital finance and economic development: Evidence from China[J]. *Sustainability*, 2021, 13(13): 7289.
- [40] Kuhn P, Mansour H. Is internet job search still ineffective?[J]. *The Economic Journal*, 2014, 124(581): 1213–1233.
- [41] Luo S M, Sun Y K, Yang F, et al. Does fintech innovation promote enterprise transformation? Evidence from China[J]. *Technology in Society*, 2022, 68: 101821.
- [42] Nunn N, Qian N. US food aid and civil conflict[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(6): 1630–1666.
- [43] Ravallion M, Chen S H. Welfare-consistent global poverty measures[R]. NBER Working Papers 23739, 2017.

Internet Development, Employment Quality Improvement and Common Prosperity: Effect Identification and Empirical Evidence

Shi Wei¹, Wang Shiyong², Wang Hongwei²

(1. *Institute of Applied Economics, Shanghai Academy of Social Sciences, Shanghai 200020, China*; 2. *School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China*)

Summary: Achieving common prosperity is a long-term goal of promoting new urbanization development “centered on the people”. As an important carrier of information technology that drives high-quality economic development, promotes social progress and changes people’s daily lives, how does the development of the Internet affect the achievement of common prosperity for households? Existing research has mainly focused on analyzing the new changes in labor forms and production processes in the digital age of the Internet from a theoretical level, as well as its impact on balanced growth and wealth inequality. In order to more comprehensively understand the practical path of technological revolution to promote common prosperity, this paper empirically examines the impact of Internet development on households’ achievement of common prosperity and its internal transmission mechanism by matching China Household Finance Survey (CHFS) data with urban macro data. The results show that: First, the development of the Internet helps to promote the achievement of common prosperity for households, and the improvement of employment quality is the transmission mechanism for this effect. This conclusion expands the existing research on the economic and social effects of technological revolutions, and provides a feasible reference path for vulnerable groups to grasp the positive role of technological innovation dividends in achieving common prosperity. Second, the heterogeneity analysis of the impact of Internet development on households’ achievement of common prosperity shows that the promotion effect of Internet development on achieving common prosperity is more significant for rural-registered, low-educated or non-regular employed groups. This further verifies the positive role of Internet development in achieving common prosperity, and has important policy implications for how the new round of technological revolution can promote common prosperity. That is, we should strengthen the promotion and application of the Internet for vulnerable groups, thereby strengthening its positive role in employment demand and income increase, and improving income distribution. Third, from a further analysis of structural features, the development of the Internet has a positive effect on material prosperity and social sharing, but no significant impact on spiritual prosperity due to the failure of the working class identification to improve. The policy implication is that, by improving the social security and rights protection issues of Internet-related professional groups, their spiritual well-being can be enhanced, and the positive role of the Internet in achieving common prosperity can be better played.

Key words: Internet development; employment quality; common prosperity

(责任编辑: 王西民)